

Sensibilité du chômage et caractéristiques de l'offre et de la demande sur le marché du travail

Sensitivity of Unemployment and Characteristics of Supply and Demand in the Labour Market

Patrice de Broucker

Volume 57, numéro 3, juillet-septembre 1981

21^e Congrès annuel de la Société Canadienne de Science économique

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/600989ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/600989ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

de Broucker, P. (1981). Sensibilité du chômage et caractéristiques de l'offre et de la demande sur le marché du travail. *L'Actualité économique*, 57(3), 359–375.
<https://doi.org/10.7202/600989ar>

Résumé de l'article

In this article, we look at the impact of both supply and demand of labour on the determination of the unemployment rate. The analysis is conducted with annual data by 12 demographic groups over the period 1956-1978. All the data prior to 1976 from the Labour Force Survey were adjusted to the definition of the new Survey.

A few differences in the reaction of demographic group unemployment rate are noticeable: (a) in general, male unemployment rates react much more to demand side evolution while female rates are more influenced by movements in the supply of labour; (b) some groups clearly exhibit "discouraged worker" behaviour when facing adverse economic conditions, (namely youths, women aged 25 to 34 and older men); (c) due to a lower sensitivity to economic conditions of many of their jobs, adult women present a fairly stable situation of employment, so their growing unemployment rates are the result of higher competition stemming from an increasing desire to participate in the work world; (d) together these findings have some implications for government policies; more specifically, they emphasize the limitations of demand policy and point to the need for selective measures and a diversification of job opportunities for women.

SENSIBILITÉ DU CHÔMAGE ET CARACTÉRISTIQUES DE L'OFFRE ET DE LA DEMANDE SUR LE MARCHÉ DU TRAVAIL *

Dans cet article, nous nous concentrons sur l'étude de la sensibilité du taux de chômage des différents groupes démographiques. Un regard, même rapide, aux statistiques du chômage nous présente l'évidence de différences importantes dans la manière dont le chômage affecte les groupes démographiques au Canada (en 1978, les taux de chômage s'étendaient de 4,6% pour les hommes de 35 à 44 ans à 18,5% pour les jeunes hommes de 15 à 19 ans). Si ce phénomène est partagé par la plupart des autres pays à niveau de développement comparable, il n'en demeure pas moins un objet de préoccupation pour les responsables de la politique économique, d'autant que les groupes qui en sont les principales victimes sont ceux qui font leurs premières armes sur le marché du travail, ceux qui forment les générations montantes de la population active. Quelles seront les conséquences des difficultés — de plus en plus souvent prolongées — qu'ils éprouvent à s'insérer dans le monde du travail ? Si la réponse effective appartient à l'avenir, la question ne peut demeurer sans tentative de réponse débouchant sur une action dans le présent.

Tout le monde n'est pas atteint de la même manière au cours de l'évolution de l'activité économique. Dans une première approche, on peut dire que les « travailleurs périphériques » — le plus souvent, ce sont les nouveaux entrants sur le marché du travail, les derniers embauchés, ceux qui ont des contrats à durée déterminée dans les secteurs sensibles de l'économie — sont les premiers à subir les conséquences d'un retournement cyclique, tandis que le noyau dur de la population active est touché avec une moindre ampleur, ou plus tard si la récession se prolonge.

Par ailleurs, simultanément au « jeu » de la demande, les conditions de l'offre de travail agissent aussi sur les modalités d'intégration des individus dans le monde du travail. L'importance numérique relative des classes d'âge peut introduire des phénomènes de rareté ou d'excédent, à conjoncture économique donnée, qui ne seront pas

* Ce texte constitue une partie d'un texte présenté au colloque de la Société Canadienne de Science Économique tenu à Sherbrooke les 13 et 14 mai 1981. Les résultats sont sous la seule responsabilité de l'auteur, sans que le Conseil Économique n'y soit aucunement engagé.

sans influencer le niveau de chômage d'autres groupes plus ou moins substituables ou complémentaires. L'imperfection de l'ajustement du marché par le salaire peut accentuer ces effets.

Baser une telle analyse des phénomènes de sensibilité au sein du fonctionnement du marché du travail sur des groupes démographiques plutôt que sur toute autre caractéristique de la population active, c'est prétendre à une segmentation du marché du travail selon ces groupes¹. Sans pousser encore l'investigation trop loin, on peut déjà dire que cette prétention n'est pas abusive, si l'on prend à témoin l'abondante littérature qui existe en ce domaine. L'on peut aussi justifier cette approche par deux autres éléments :

- les caractéristiques personnelles des individus, inhérentes à leur âge et à leur sexe ; plus précisément, nous entendons par là que plusieurs facteurs personnels en relation avec le marché du travail, tels le niveau moyen d'éducation, l'expérience, la force physique, les facultés d'adaptation, varient souvent avec l'âge et le sexe des individus, de telle sorte qu'on ne peut considérer la population active réelle et potentielle comme un ensemble homogène d'individus interchangeables ;
- par ailleurs, façonnés par le temps et le mouvement sociétal, des rôles, différents selon les groupes démographiques, se sont définis dans une sorte de partage naturel des tâches nécessaires au fonctionnement du système économique.

C'est à reconnaître puis apprécier ces différences de sensibilité des groupes démographiques aux caractéristiques de la demande et de l'offre de travail que nous nous attacherons dans cet article. Dans une première section, nous présenterons un modèle de détermination des taux de chômage mettant en évidence les deux éléments du marché du travail ; la section II proposera une interprétation des résultats obtenus en mettant l'accent sur les différences du comportement des taux de chômage selon les groupes démographiques ; et enfin, la section III mettra en évidence une évolution de ces comportements au cours de la période récente.

I- UN MODÈLE DE DÉTERMINATION DES TAUX DE CHÔMAGE

Le modèle que nous retenons comme base de notre étude repose sur un couple de variables qui synthétisent les deux aspects du marché du travail : l'évolution de l'activité économique est captée par une

1. L'analyse statistique révèle que la dispersion du chômage au Canada apparaît la plus significative si on la considère en termes de groupes démographiques plutôt qu'en termes géographiques, de professions ou de secteurs (cf. de Broucker [4]).

variable de tension du marché du travail, couramment dénommée *UGAP* ; l'aspect offre apparaît sous la forme des taux d'activité propres à chaque groupe d'âge, TA_i . Le modèle stochastique se présente donc ainsi² :

$$\log TC_{it} = b_{0i} + b_{1i} \log UGAP_t + b_{2i} \log TA_{it} + u_{it} \quad (1)$$

TC_i représente le taux de chômage du groupe démographique i .

Nous avons adopté la démarche de Wachter [14] pour calculer la variable de tension sur le marché du travail. Elle consiste en deux étapes : d'abord, la construction d'un « taux de chômage normalisé de plein emploi » qui prend en considération les influences externes aux fluctuations cycliques, soit la structure démographique et des changements institutionnels ; ce taux de chômage est calculé pour chaque groupe séparément, puis on procède à l'agrégation des taux ainsi obtenus en les pondérant par le poids respectif de chaque groupe dans la population active. On obtient ensuite le *UGAP* en établissant le ratio du « taux de chômage normalisé de plein emploi » sur le taux de chômage observé.

En pratique, un tel paramètre ne vaut que ce que valent les hypothèses qui le sous-tendent. La première hypothèse que nous devons introduire concerne le taux de chômage des hommes adultes correspondant au plein emploi. En accord avec plusieurs études précédentes, nous avons retenu un taux de 3%³. La seconde hypothèse concerne l'influence de l'assurance-chômage — seul changement institutionnel dont nous avons tenu compte à ce niveau — sur l'évolution de ce taux. En nous référant aux travaux récents de Dungan et Wilson [6], nous avons admis que les modifications de la loi canadienne sur l'assurance-chômage en 1971 ont eu pour effet d'accroître sensiblement le taux de chômage des hommes de 25 à 54 ans, principalement par un allongement de la durée moyenne de recherche d'emploi⁴. Nous avons aussi opté pour un étalement sur deux années de cet effet : le taux de chômage de plein emploi est ainsi de 3% en 1971, puis 3,35% en 1972 et 3,6% à partir de 1973 jusqu'en 1978.

Le tableau 1 présente le taux de chômage normalisé de plein emploi et la variable de tension du marché du travail. Pour évaluer

2. Les données utilisées sont issues de l'Enquête sur la population active et couvrent la période de 1956-1978. Pour les années antérieures à 1975, elles ont été ajustées aux définitions de la nouvelle enquête par application des taux de conversion obtenus pour l'année 1975.

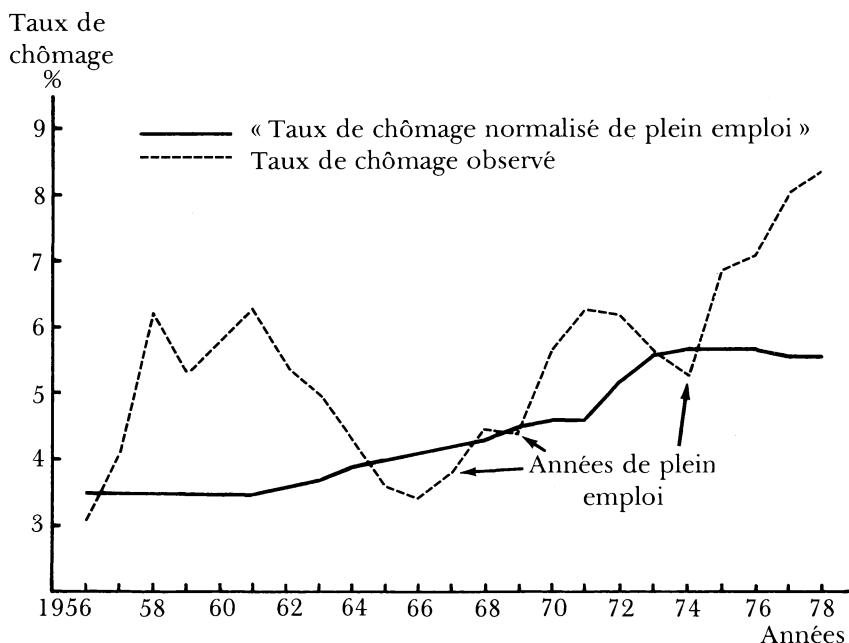
3. Cf. en particulier l'étude de Dungan et Wilson [6].

4. Cf. l'étude de Green et Cousineau [8].

l'influence de nos hypothèses, nous avons reproduit en plus les valeurs que ces deux variables auraient prises en leur absence. Le graphique 1 fait clairement apparaître les années de plein emploi et l'importance de l'écart qui a marqué la fin des années 1950 et le début des années 1960 et qui prévaut également depuis 1975.

GRAPHIQUE 1

TAUX DE CHÔMAGE NORMALISÉ DE PLEIN EMPLOI
ET TAUX DE CHÔMAGE OBSERVÉ



Du côté de l'offre de travail, le taux d'activité peut être interprété comme le rapport de l'offre réelle de travail — l'appartenance à la population active — à l'offre potentielle de travail — la population elle-même pour le groupe considéré. Il représente donc un écart d'offres dont l'une — la population — peut être tenue pour totalement exogène tandis que l'autre pourrait être marquée par les mouvements du cycle économique. En fait, le modèle ne souffre pas de l'introduction de cette variable dans la mesure où les taux d'activité se révèlent en général peu sensibles — au moins sur la base de données annuelles — aux fluctuations d'activité économique⁵.

5. De nombreuses études ont conclu à la faiblesse des flexions conjoncturelles des taux d'activité. Voir, par exemple, le document du ministère des Finances [1].

TABLEAU 1

TAUX DE CHÔMAGE NORMALISÉ DE PLEIN EMPLOI (TC_n) ET
VARIABLES DE TENSION DU MARCHÉ DU TRAVAIL ($UGAP$)

Années	TC_n	$UGAP$	Années	TC_n	$UGAP$	Années	TC_n	$UGAP$
1956	3,5	1,129	1964	3,9	0,907	1972	5,2	0,839
1957	3,5	0,854	1965	4,0	1,111	1973	5,6	1,000
1958	3,5	0,565	1966	4,1	1,206	1974	5,7	1,075
1959	3,5	0,660	1967	4,2	1,105	1975	5,7	0,826
1960	3,5	0,603	1968	4,3	0,956	1976	5,7	0,803
1961	3,5	0,556	1969	4,5	1,023	1977	5,6	0,691
1962	3,6	0,667	1970	4,6	0,807	1978	5,6	0,667
1963	3,7	0,740	1971	4,6	0,730	1978*	(4,7)	(0,560)
						1982**	5,0	0,667
						1986**	4,1	0,631

* Taux de chômage normalisé et $UGAP$ en 1978 en l'absence de l'hypothèse concernant l'assurance-chômage.

** Projections obtenues en maintenant le taux de chômage de plein emploi des hommes adultes à son niveau de 1978 (3,6%) et en donnant à la variable $PTPAT$ les valeurs 24,2% en 1982 et 21,2% en 1986, qui correspondent aux projections de Statistique Canada (cat. No. 81570F - p. 285). Les taux de chômage retenus dans le calcul du $UGAP$ sont ceux projetés par le Conseil économique du Canada pour son scénario de référence : 7,5% en 1982 et 6,5% en 1986 (« Un climat d'incertitude », Dix-septième Exposé annuel, 1980, Tableau A-2, p. 166).

Avec ces deux variables, nous avons estimé un modèle basé sur l'équation (1). Le chômage apparaît comme une offre excédentaire, résultant de comportements différents à l'égard d'une même situation conjoncturelle et de comportements d'offre de travail différents d'un groupe à l'autre.

L'estimation des douze équations a d'abord été réalisée à l'aide des moindres carrés ordinaires, avec correction de l'autocorrélation par la méthode Cochrane-Orcutt. L'analyse des résidus a fait apparaître des corrélations élevées entre les résidus des différentes équations. En vue d'améliorer l'estimation des coefficients, nous avons repris le calcul par la méthode des équations sans liens apparents de Zellner [16]. Le tableau 2 présente les coefficients ainsi obtenus.

Ce modèle présente l'avantage de prendre en compte les interrelations implicites créées par la simultanéité des évolutions. Un exemple d'interrelations qu'on ne peut ignorer est présenté par Riddell ([12], p. 65) : « La croissance du taux d'activité des femmes peut non seulement avoir accru le taux de chômage d'équilibre des femmes mais aussi avoir abaissé celui des hommes. Une raison

possible serait que cette activité accrue des femmes ait rendu les travailleurs masculins relativement plus rares (et les travailleurs féminins relativement moins rares) de sorte que les employeurs laisseraient moins facilement partir les hommes (par mises à pied ou licenciements) et seraient plus enclins à laisser des femmes partir. »

II- L'INTERPRÉTATION DES RÉSULTATS DU MODÈLE

D'une manière générale, les coefficients apparaissent conformes à ce que nous attendions : le coefficient exprimant la sensibilité du taux de chômage à l'égard de la demande de travail présente un signe négatif et des valeurs autour de l'unité tandis que celui qui traduit la sensibilité à l'offre de travail met en évidence des différences de comportement entre les groupes démographiques, et plus particulièrement entre les hommes et les femmes.

L'interprétation précise du coefficient de la variable de demande soulève une ambiguïté : selon que sa valeur est inférieure ou supérieure à l'unité, il peut refléter un effet de travailleurs découragés ou de travailleurs additionnels ; mais il peut aussi refléter une différence de sensibilité à la conjoncture due soit aux caractéristiques personnelles des individus, soit à la nature des emplois qu'ils occupent, qui sont eux-mêmes plus ou moins affectés par le rythme de l'activité économique.

Les résultats présentés ne font apparaître aucun comportement statistiquement significatif (au niveau de confiance de 95%) de travailleurs additionnels ou de sensibilité élevée à la conjoncture. Cinq groupes présentent une élasticité significativement inférieure à l'unité : les jeunes de 15 à 19 ans des deux sexes, les hommes âgés de 55 ans et plus, les femmes de 25 à 34 ans et celles de 35 à 44 ans. En considérant les caractéristiques de ces groupes dans leurs rapports avec le marché du travail (caractère moins permanent de leur appartenance à la population active relativement à la plupart des autres groupes), l'on peut penser que domine l'effet de découragement (au moins pour les quatre premiers groupes mentionnés) plutôt qu'une stabilité plus grande des emplois occupés. Ces groupes ont un attachement plus faible au marché du travail, étant les plus disposés à arbitrer en faveur ou au détriment d'une poursuite d'études selon les opportunités offertes par les conditions économiques (cas des jeunes), entre l'activité salariée et d'autres formes d'activité non marchande (cas des femmes de 25 à 34 ans, plus souvent en charge de jeunes enfants), entre la retraite et la poursuite d'une activité salariée (cas des hommes plus âgés). Seule la situation des femmes de 35 à 44 ans — et partiellement aussi celle des femmes de 25 à 34 ans —

TABLEAU 2

ESTIMATIONS DES COEFFICIENTS DE L'ÉQUATION (1) PAR LA MÉTHODE
DE ZELLNER APPLIQUÉE AUX ÉQUATIONS CORRIGÉES
DE L'AUTOCORRÉLATION DES RÉSIDUS

Groupes démographiques	Constante	<i>UGAP</i>	<i>TA_i</i>	\bar{R}^2
Hommes 15-19	1,528 (0,765)	-0,862 (0,052)	0,252 (0,196)	0,8922
20-24	11,176 (4,197)	-1,079 (0,093)	-2,074 (0,942)	0,8513
25-34	17,160 (10,531)	-1,108 (0,069)	-3,474 (2,308)	0,9178
35-44	73,076 (13,264)	-0,952 (0,060)	-15,771 (2,902)	0,9371
45-54	0,375 (3,284)	-1,010 (0,034)	0,158 (0,716)	0,9683
55 et plus	-0,540 (1,208)	-0,637 (0,090)	0,476 (0,303)	0,6420
Femmes 15-19	-0,480 (1,825)	-0,695 (0,118)	0,747 (0,481)	0,5510
20-24	-10,231 (0,923)	-0,834 (0,114)	2,898 (0,225)	0,8757
25-34	-2,662 (0,500)	-0,518 (0,087)	1,150 (0,134)	0,8384
35-44	-4,365 (0,201)	-0,660 (0,052)	1,511 (0,054)	0,9646
45-54	-6,042 (0,881)	-0,824 (0,162)	1,940 (0,228)	0,7812
55 et plus	-7,992 (2,413)	-1,352 (0,208)	3,118 (0,836)	0,7768

NOTE : Le coefficient de corrélation corrigé du nombre de degrés de liberté, \bar{R}^2 , qui figure ici pour chaque équation, est celui que l'on a obtenu dans l'estimation par les moindres carrés ordinaires avec correction pour l'autocorrélation. Les chiffres entre parenthèses sont les écarts-type des coefficients correspondants.

R^2 généralisé = 0,9924

pourrait être mieux expliquée par une plus grande stabilité de leur emploi.

Du côté de l'offre de travail, nous trouvons que les taux de chômage de tous les groupes de femmes ont été largement entraînés à la hausse par l'augmentation rapide de leurs taux d'activité. Toutefois, ce phénomène est moins sensible pour les groupes qui

manifestent clairement un comportement de travailleurs découragés. Chez les hommes, les variations de l'offre ne semblent pas avoir le même impact : celui-ci est quasi inexistant quel que soit l'âge sauf dans le cas des jeunes de 20 à 24 ans⁶. Ce dernier cas, paradoxal au premier abord, pourrait trouver l'explication suivante : une diminution du taux d'activité de ce groupe (comme cela est arrivé de 1956 à 1970) est explicable par la poursuite des études à un niveau élevé dans l'espoir d'obtenir un bon rendement ultérieur du capital humain ; ce sont donc les jeunes les plus instruits qui alors n'apparaissent pas dans la population active ; s'ils y avaient été, ils étaient plus susceptibles d'y obtenir un emploi que de demeurer en chômage ; de ce fait, la population active est relativement plus affectée que le chômage lui-même par ce phénomène, ce qui expliquerait alors le coefficient négatif du taux d'activité dans l'équation de détermination du taux de chômage des jeunes hommes de 20 à 24 ans.

La comparaison entre groupes d'âge des comportements à l'égard des paramètres d'offre et de demande n'est pas le seul enseignement à retirer des résultats du tableau 4. Il est aussi possible de déterminer pour chaque groupe quel est l'élément le plus déterminant pour l'explication du taux de chômage. Pour cela, il nous faut rendre comparables les coefficients d'une même équation ; nous avons retenu ici la méthode de normalisation dite « du coefficient β » qui consiste à pondérer chaque coefficient par le rapport des écarts-type de la variable dépendante et de la variable indépendante concernée, ce qui revient à la formule :

$$\beta^* = \beta \frac{\sigma_x}{\sigma_y}$$

Le tableau 3 présente les coefficients ainsi normalisés pour chacune des deux variables ainsi que le ratio du coefficient normalisé de *UGAP* par celui de *TA_i*.

Conformément à notre attente, le taux de chômage des hommes est nettement plus sensible à l'évolution de la demande qu'à celle de l'offre et ceci, quelque soit l'âge, tandis que le phénomène inverse se produit pour les femmes, excepté pour les plus jeunes. Ces dernières ont un niveau de réponse à la demande de même ampleur que celui des autres groupes de femmes, alors que leur sensibilité à l'offre se compare à celle des hommes du même âge, soit à un niveau très bas.

6. Le coefficient très élevé et significatif pour les hommes de 35 à 44 ans ne peut être considéré ici dans la mesure où la variable est, dans ce cas, assimilable à une constante ; ce terme devrait donc être regroupé avec le terme constant de l'équation.

TABLEAU 3

COEFFICIENTS NORMALISÉS ET RATIOS POUR
CHAQUE ÉQUATION DU MODÈLE (I)
(EN VALEURS ABSOLUES)

	Hommes			Femmes		
	<i>UGAP</i>	<i>TA_i</i>		<i>UGAP</i>	<i>TA_i</i>	
15-19	0,915	0,099	9,24	0,465	0,138	3,37
20-24	0,792	0,205	3,86	0,440	0,844	0,52
25-34	0,978	0,079	12,38	0,339	0,821	0,41
35-44	0,896	0,217	4,13	0,356	0,837	0,43
45-54	0,959	0,007	137,00	0,496	0,977	0,51
55 et plus	0,861	0,224	3,84	0,671	1,083	0,62

Ces dernières remarques viennent confirmer l'explication « démographique » de l'évolution du taux de chômage des femmes. La croissance rapide de l'emploi n'a pas permis de satisfaire les nouveaux besoins d'insertion sociale qu'elles exprimaient en se présentant de plus en plus nombreuses sur le marché du travail. De ce fait, leur taux de chômage, nettement inférieur à celui des hommes, en début de période, s'en est beaucoup rapproché (cas des jeunes) ou lui est même devenu supérieur (cas des femmes de plus de 25 ans) dès la fin des années 1960.

À ce point, une autre question importante apparaît : les comportements ainsi mis en évidence sont-ils permanents au cours de la période ? Nous tentons maintenant d'éclairer cet aspect.

III- LES CHANGEMENTS DE COMPORTEMENT AU COURS DE LA PÉRIODE

En vue de tester empiriquement l'homogénéité des comportements dans le temps, nous avons séparé la période étudiée en deux sous-périodes — qui se recoupent pour conserver un nombre d'années identique et suffisamment grand dans chaque échantillon. La première sous-période couvre les années 1956-1970 et la seconde les années 1964-1978, soit deux sous-périodes de 15 ans chacune. Les résultats des régressions sont présentés au tableau 4.

Nous comparons alors deux à deux les coefficients obtenus pour chacune des équations afin d'apprécier le caractère significatif ou non des différences que l'on constate. On applique pour cela la formule suivante :

$$t = \frac{a^* - a^{**}}{\sigma^{*2} + \sigma^{**2}}$$

avec a^* et a^{**} les coefficients d'une même variable pour chaque équation et σ^* et σ^{**} leurs écarts-type respectifs ; t suit alors une loi de Student avec 12 degrés de liberté.

À partir des résultats précédents, nous avons dressé une typologie des groupes démographiques suivant la nature des changements de comportement qui sont révélés (tableau 5).

TABLEAU 4

COEFFICIENTS DE L'ÉQUATION (1) DANS LE CADRE DE DEUX SOUS-PÉRIODES
1956-1970 ET 1964-1978 — MÉTHODE DE ZELLNER APRÈS
CORRECTION DE L'AUTOCORRÉLATION DES RÉSIDUS

Groupes démographiques	Sous- périodes	Constante	$UGAP$	TA_i	\bar{R}^2
Hommes	15-19	1956-1970 5,539 (0,681)	-0,804 (0,067)	- 0,811 (0,177)	0,9205
		1964-1978 1,024 (0,237)	-1,054 (0,027)	0,377 (0,061)	0,9617
	20-24	1956-1970 10,007 (1,874)	-1,199 (0,064)	- 1,850 (0,420)	0,9579
		1964-1978 - 6,705 (4,912)	-1,407 (0,108)	1,951 (1,104)	0,7792
	25-34	1956-1970 7,520 (5,130)	-1,191 (0,036)	- 1,395 (1,124)	0,9827
		1964-1978 48,366 (8,234)	-0,949 (0,105)	-10,311 (1,805)	0,8673
	35-44	1956-1970 53,845 (7,465)	-0,983 (0,044)	-11,566 (1,633)	0,9474
		1964-1978 77,084 (12,260)	-0,848 (0,100)	-16,643 (2,683)	0,9215
	45-54	1956-1970 -22,935 (5,326)	-1,007 (0,040)	5,276 (1,170)	0,9669
		1964-1978 8,211 (3,824)	-0,941 (0,056)	- 1,565 (0,841)	0,9699
	55 et plus	1956-1970 11,037 (1,889)	-0,690 (0,079)	- 2,384 (0,468)	0,7652
		1964-1978 - 4,902 (1,018)	-0,726 (0,109)	1,581 (0,255)	0,6440
Femmes	15-19	1956-1970 21,057 (2,168)	-0,786 (0,128)	- 5,111 (0,583)	0,7125
		1964-1978 - 2,070 (0,697)	-1,090 (0,071)	1,167 (0,184)	0,8436
	20-24	1956-1970 - 6,575 (0,533)	-0,829 (0,071)	1,965 (0,131)	0,8400
		1964-1978 -12,588 (1,416)	-0,872 (0,131)	3,460 (0,341)	0,8459
	25-34	1956-1970 - 1,758 (0,370)	-0,685 (0,065)	0,868 (0,104)	0,8728
		1964-1978 - 4,444 (0,627)	-0,357 (0,120)	1,624 (0,165)	0,9006
	35-44	1956-1970 - 3,351 (0,330)	-0,627 (0,063)	1,220 (0,092)	0,8620
		1964-1978 - 5,153 (0,266)	-0,661 (0,076)	1,718 (0,070)	0,9687
	45-54	1956-1970 - 3,664 (0,712)	-0,682 (0,163)	1,276 (0,194)	0,4737
		1964-1978 - 9,796 (1,510)	-0,776 (0,207)	2,935 (0,402)	0,8376
	55 et plus	1956-1970 - 4,972 (0,526)	-1,090 (0,129)	2,035 (0,183)	0,7680
		1964-1978 1,126 (1,440)	-1,625 (0,249)	- 0,009 (0,494)	0,6808

NOTE : Le coefficient de corrélation corrigé du nombre de degrés de liberté, \bar{R}^2 , qui figure ici pour chaque équation, est celui que l'on a obtenu dans l'estimation par les moindres carrés ordinaires avec correction pour l'autocorrélation.

R^2 généralisé : 0,9989 (période 1956-1970)
0,9980 (période 1964-1978)

Plusieurs éléments apparaissent à la lecture de ce tableau :

a) *Peu de modification des comportements face à l'évolution de l'activité économique*

La plupart des groupes démographiques présentent un comportement identique face aux fluctuations de l'activité économique. Seuls les jeunes de 15 à 19 ans et les hommes et femmes âgées de 25 à 34 ans ont une sensibilité à la demande différente entre les deux périodes : plus forte dans le cas des jeunes, moins forte dans celui des deux autres groupes. Au cours de la seconde sous-période, le comportement des jeunes des deux sexes rejoint celui des hommes adultes, leur taux de chômage enregistrant des fluctuations d'ampleur relative égale à celles de la variable de tension du marché du travail. Par contre, les personnes de 25 à 34 ans deviennent moins sensibles aux changements du degré de tension sur le marché du travail : pour

TABLEAU 5

TYPOLOGIE DES GROUPES DÉMOGRAPHIQUES SELON L'ÉVOLUTION DE LEUR SENSIBILITÉ AUX MOUVEMENTS DE L'OFFRE ET DE LA DEMANDE SUR LE MARCHÉ DU TRAVAIL — COMPARAISON DES PÉRIODES 1956-1970 ET 1964-1978

Sensibilité à l'offre	Sensibilité à la demande		
	plus forte	identique	moins forte
Positif à négatif moins forte		H4554, F55+	
Négatif à positif plus forte moins forte	H1519, F1519	H2024 H55+	
Toujours positif plus forte		F2024, F3544, F4554	F2534
Toujours négatif plus forte identique		H3544	H2534

La *sensibilité à la demande* est considérée plus forte ou moins forte selon que la valeur absolue du coefficient de *UGAP* est significativement plus élevée ou moins élevée respectivement.

La *sensibilité à l'offre* est considérée plus forte ou moins forte selon que la valeur absolue du coefficient de *TA_i* est significativement plus élevée ou moins élevée respectivement ; de plus une sous-classification apparaît pour tenir compte de la possibilité d'une inversion de l'influence de la variable d'offre sur le taux de chômage ; ainsi :

Négatif à positif = influence négative devenant positive
 Positif à négatif = influence positive devenant négative
 Toujours positif = influence toujours positive
 Toujours négatif = influence toujours négative

les hommes, l'élasticité demeure proche de l'unité, tandis que, déjà faible au cours de la première sous-période, cette élasticité diminue encore de près de moitié (de -0,685 à -0,357) chez les femmes de 25 à 34 ans ; ce dernier phénomène traduirait un renforcement de la stabilité de l'emploi de ce groupe ; l'on doit remarquer que, dans ce cas, cela s'accompagne d'une concurrence accrue pour l'emploi (hausse du taux d'activité), entraînant le taux de chômage à la hausse.

b) *Quelques changements de sens de l'influence de l'offre*

Tous les groupes sauf un (celui des hommes de 35 à 44 ans) présentent un changement de comportement — parfois même radical — à l'égard de l'évolution de l'offre de travail. Toutefois, certains changements doivent être écartés de l'analyse car, s'ils sont statistiquement significatifs, ils ne revêtent pas une grande importance, comme nous l'avons vu, compte tenu de la stabilité du taux d'activité des groupes concernés (les hommes de 25 à 54 ans). Les changements les plus importants sont ceux qui constituent une modification du sens de l'influence de l'offre sur le taux de chômage ; une telle situation concerne les jeunes de 15 à 19 ans, les hommes de 20 à 24 ans et ceux de 55 ans et plus.

Il nous faut regarder de plus près l'évolution des taux d'activité de ces groupes pour préciser leur influence sur le taux de chômage.

Pour tous les jeunes de 15 à 19 ans et pour les hommes de 20 à 24 ans, les taux d'activité ont diminué jusqu'au milieu des années 1960, sont demeurés stables, puis ont augmenté à partir de 1970. Ainsi, au cours de la première sous-période la diminution du taux d'activité tendait à s'accompagner d'une croissance du taux de chômage ; mais la baisse du taux d'activité n'était due qu'à une croissance de la population active moins rapide que celle de la population ; cette croissance de la population active était toutefois, en tendance, plus rapide que celle des emplois ce qui tendait à influencer à la hausse les taux de chômage. Par contre, au cours de la période 1964-1978, ces taux d'activité croissent, provoquant directement une tendance à la hausse des taux de chômage.

La situation des hommes âgés de 55 ans et plus doit s'analyser dans le contexte d'un taux d'activité continuellement décroissant entre 1956 et 1978, avec toutefois une accélération vers la fin des années 1960. Cette accélération s'explique d'une part par l'abaissement progressif de l'âge d'admissibilité aux prestations de la pension de vieillesse du Canada qui passait progressivement de 70 ans en 1966 à 65 ans en 1971 et, d'autre part, par la tendance au départ à la retraite par anticipation, permis par l'assouplissement des conditions d'éligi-

bilité aux prestations. Au cours de la première sous-période, le départ en retraite pouvait ne pas signifier un retrait de la population active tandis que cette situation serait non seulement moins courante au cours de la seconde sous-période — en raison d'une meilleure couverture financière de la retraite — mais de toute façon plus que compensée par l'effet des retraits réels de l'activité soit au terme, soit par anticipation. Ainsi, le taux de chômage serait poussé à la baisse par la diminution du taux d'activité.

c) *Quelques changements d'ampleur de l'influence de l'offre*

Les quatre groupes de femmes âgées de 20 à 54 ans voient leurs taux de chômage influencés à la hausse par l'offre relative de travail de manière plus prononcée au cours de la seconde période que pendant la première. Dans une situation de forte croissance de la population active féminine, la concurrence devient plus âpre, surtout dans le cadre d'un marché du travail très segmenté.

En somme, les changements majeurs de comportement des taux de chômage sont observés plutôt en conséquence d'une modification des réponses aux évolutions de l'offre, la sensibilité à la tension du marché du travail demeurant pratiquement identique pour la plupart des groupes. Et d'après l'évolution des taux d'activité, il semble bien que les années charnières de ce changement de comportement soient les années 1971-1972.

Un autre exercice a été mené pour apprécier ce changement de comportement du début des années 1970. En conservant la structure de la relation (1) et la totalité de la période d'observation, nous avons introduit une variable dichotomique auprès de chacune des variables exogènes du modèle. La relation se présente alors :

$$\log TC_{it} = c_{0i} + c'_{1i} \log UGAP_i + c''_{1i} D. \log UGAP_i + c'_{2i} \log TA_{it} + c''_{2i} D. \log TA_{it} + u_{it} \quad (2)$$

D prenant la valeur 0 de 1956 à 1971 et la valeur 1 de 1972 à 1978. Ainsi, les coefficients prennent respectivement les valeurs c'_{1i} et c'_{2i} pour la période 1956-1971, $(c'_{1i} + c''_{1i})$ et $(c'_{2i} + c''_{2i})$ pour la période 1972-1978. L'amélioration de tous les coefficients de corrélation (tableau 6) par rapport à ceux du modèle (1) originel (cf. tableau 2) renforce la thèse de la période charnière 1971-1972. De plus, les résultats confirment que peu de groupes ont modifié leur réaction à l'égard de la demande de travail au cours de la période récente, tandis que presque tous présentent un changement significatif de comportement face à l'évolution de l'offre. Enfin, la typologie issue de cet exercice est semblable à celle que nous avons établie précédemment.

TABLEAU 6

COEFFICIENTS DES ÉQUATIONS DU MODÈLE (II)
ESTIMÉES PAR LA MÉTHODE DE ZELLNER

Groupes démographiques	Constante	<i>UGAP</i>	<i>DUGAP</i>	<i>TA_i</i>	<i>DTA_i</i>	\bar{R}^2
Hommes 15-19	5,235 (0,322)	-0,823 (0,056)	-0,160 (0,142)	-0,735 (0,083)	0,056 (0,009)	0,9357
20-24	10,727 (1,267)	-1,210 (0,054)	0,095 (0,134)	-2,011 (0,284)	0,073 (0,008)	0,9725
25-34	-1,773 (5,715)	-1,117 (0,044)	0,147 (0,113)	0,666 (1,251)	0,034 (0,007)	0,9716
35-44	41,471 (11,579)	-0,958 (0,051)	-0,153 (0,132)	-8,861 (2,533)	0,009 (0,007)	0,9581
45-54	-17,570 (6,862)	-1,050 (0,040)	-0,007 (0,110)	4,095 (1,508)	0,024 (0,008)	0,9725
55 et plus	6,993 (1,824)	-0,649 (0,099)	0,359 (0,264)	-1,390 (0,451)	-0,053 (0,021)	0,6739
Femmes 15-19	12,624 (1,769)	-0,565 (0,165)	-0,591 (0,413)	-2,841 (0,474)	0,176 (0,030)	0,7831
20-24	-7,997 (0,590)	-0,972 (0,071)	0,302 (0,179)	2,314 (0,147)	0,085 (0,012)	0,9765
25-34	-1,656 (0,331)	-0,649 (0,066)	0,392 (0,174)	0,846 (0,094)	0,089 (0,014)	0,9672
35-44	-4,774 (0,303)	-0,862 (0,078)	0,380 (0,204)	1,605 (0,085)	0,029 (0,015)	0,9686
45-54	-3,945 (0,580)	-0,741 (0,134)	-0,083 (0,341)	1,356 (0,160)	0,058 (0,024)	0,8867
55 et plus	-5,009 (0,471)	-1,156 (0,167)	0,256 (0,417)	2,058 (0,168)	0,122 (0,038)	0,8777

NOTE : Le coefficient de corrélation corrigé du nombre de degrés de liberté, \bar{R}^2 , qui figure ici pour chaque équation, est celui que l'on a obtenu dans l'estimation par les moindres carrés ordinaires.

R^2 généralisé : 0,9914

CONCLUSION

L'élément qui apparaît le plus clairement au terme de cette étude est bien l'absence d'homogénéité de comportement des taux de chômage tant entre les groupes démographiques qu'au sein même de l'évolution chronologique de plusieurs groupes. Cela souligne la pertinence de la catégorisation de la main-d'œuvre par groupe d'âge-sexe dans toute analyse de leurs liens avec le marché du travail. Comme nous l'avons vu, le taux de chômage des hommes est

nettement plus affecté par les conditions de la demande de travail tandis que celui des femmes répond avec une plus grande ampleur aux caractéristiques de l'offre.

Si aucun groupe démographique ne présente d'effet net d'« additionnalité », par contre plusieurs sont sensibles au phénomène du découragement face à une évolution relativement défavorable des opportunités d'emploi. Dans ce cas, on trouve les jeunes, les femmes de 25 à 34 ans et les hommes âgés.

À mesure que diminue le nombre moyen d'enfants par famille, il semble que les femmes, surtout à partir de la trentaine, se stabilisent dans l'emploi, conservant un lien plus permanent avec le monde de travail. Elles sont favorisées en cela par le type d'emplois — les emplois du tertiaire — moins soumis aux aléas conjoncturels, qu'elles occupent majoritairement. Mais si elles subissent moins fortement que les hommes les à-coups de l'activité économique, elles n'en sont pas moins touchées par le chômage en raison, principalement, d'un nombre de postulantes à l'emploi croissant plus rapidement que les emplois eux-mêmes. Confinées dans certaines catégories d'emplois, elles se font une concurrence accrue à une époque où l'on ne peut plus attendre un développement autonome du tertiaire aussi rapide que par le passé.

De telles conclusions ne peuvent laisser indifférentes les instances de décision gouvernementales. Manoeuvrer les leviers de la demande globale ne peut plus produire les effets qu'on leur reconnaissait par le passé, dans la mesure où les causes des hausses du taux de chômage ne sont plus liées autant qu'auparavant à une insuffisance de la demande. Les politiques de demande traditionnelles ne peuvent plus, seules, faire face au type de chômage plus largement lié à l'offre que nous connaissons parce qu'elles se heurteront à des pressions inflationnistes avant même qu'elles n'aient pu faire sentir leur effet auprès de ceux dont le taux de chômage répond principalement à d'autres éléments.

Toutefois, ce type de « chômage d'offre » est la manifestation d'une rareté de l'emploi adéquat. Une voie pour le résoudre devrait passer par une politique de demande plus sélective quant aux types d'emploi qu'elle pourrait générer. Une autre voie pourrait viser à décroïsonner le marché du travail, soutenant par exemple une vaste diversification des possibilités d'emploi offertes à certains groupes, aux femmes en particulier. Le marché du travail change ; la politique socio-économique ne peut rester insensible à cet appel du renouveau.

Patrice de BROUCKER,
*Conseil Économique
du Canada*

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- [1] CIURIK, D. et SIMS, H., *Croissance du taux d'activité et de la population active au Canada*, Division de l'analyse structurelle et à long terme, ministère des Finances, avril 1980.
- [2] Conseil économique du Canada, *Des travailleurs et des emplois*, Ottawa, 1976.
- [3] Conseil économique du Canada, *Un climat d'incertitude — Dix-septième Exposé annuel*, Ottawa, octobre 1980.
- [4] de BROUCKER, P., *Analyse de la dispersion du chômage*, Conseil économique du Canada, document non publié, novembre 1979.
- [5] DENTON, F.T., FEAVER, C.H. et ROBB, A. L., *Patterns of Unemployment Behaviour in Canada*, Conseil économique du Canada, document N° 36, septembre 1975.
- [6] DUNGAN, D.P. et WILSON, T.A., *Potential GNP — Performance and Prospects*, document non publié, mars 1980.
- [7] FORTIN, P. et PHANEUF, L., « Why is the Unemployment Rate So High in Canada ? », Document présenté aux réunions de la Eastern Economic Association, Boston, 10 mai 1979, et de la Canadian Economic Association, Saskatoon, 30 mai 1979.
- [8] GREEN, C. et COUSINEAU, J. M., *Chômage et programmes d'assurance-chômage*, Conseil économique du Canada, Ottawa, 1976.
- [9] KUCH, P. et SHARIR, S., « Added and Discouraged Worker Effects in Canada, 1953-74 », *Revue Canadienne d'Économie*, Vol. XI, N1, février 1978, pp. 112-120.
- [10] OFFICER, L. M. et ANDERSEN, P. R., « Labour-Force Participation in Canada », *Revue Canadienne d'Économie*, Vol. II, N2, mai 1969, pp. 278-287.
- [11] PROULX, P. P., « La variabilité cyclique des taux de participation à la main-d'œuvre au Canada », *Revue Canadienne d'Économie*, Vol. II, N2, mai 1969, pp. 268-277.
- [12] RIDDELL, C., *Unanticipated Inflation and Unemployment in Canada, Ontario and Newfoundland*, Conseil économique du Canada, document N° 182, novembre 1980.
- [13] SWIDINSKI, R., « A Note on Labour Force Participation and Unemployment », *Revue Canadienne d'Économie*, Vol. III, N1, février 1970, pp. 146-151.
- [14] WACHTER, M. L., « The Changing Cyclical Responsiveness of Wage Inflation », *Brookings Papers on Economic Activity*, 1976 : 1, pp. 115-164.

- [15] WACHTER, M. L., « Intermediate Swings in Labour-Force Participation », *Brookings Papers on Economic Activity*, 1977 : 2 pp. 545-574.
- [16] ZELLNER, A., « An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias », *Journal of American Statistical Association*, vol. 57, juin 1962.